

# 自発的な情報開示と自己資本コストの関係

—— 複数の情報開示指標と EP レシオによる実証研究 ——

内 野 里 美

## 要 旨

本研究は、自発的な情報開示と自己資本コストの関係を実証的に分析する。自発的な情報開示レベルの算定は困難であり、先行研究の多くは、専門機関による評価指標を利用している。その結果、分析対象サンプルが大企業に限られていた。そこで本研究は、情報開示レベルを測定する6つの代理変数（情報開示指標）を考案する。すなわち、決算短信を非集中日に開示する企業、日本インベスター・リレーションズ協議会の会員である企業、株主総会の招集通知を早期に送付する企業、決算短信の開示が早い企業、環境報告書賞に応募する企業、決算短信決議の取締役会開催日と決算短信の公表日が同日である企業は、情報開示が優れていると考える。自己資本コストはEPレシオによって算定される。概して、自発的な情報開示レベルが高い（低い）ほど、自己資本コストは有意に低い（高い）ことが確認された。この結果は、自己資本コストに影響を与える要因である、企業規模、ベータ、長期的な収益性・成長性、産業ダミー、年度ダミーをコントロールしてもなお支持された。さらに、情報非対称性の大きさを外国人持株比率で算定した場合、自発的な情報開示レベルと自己資本コストとの負の関係は、情報非対称性の大きい企業ほど大きいことが限定的ではあるが確認された。

キーワード：自発的な情報開示、自己資本コスト、情報非対称性、情報開示指標、EPレシオ

## Voluntary Disclosure and the Cost of Equity Capital

—— The Relation between Some Disclosure Measures and Earnings-Price Ratio ——

Satomi UCHINO

## Abstract

This paper empirically examines the relation between the level of voluntary disclosure and the cost of equity capital among Japanese firms. It is difficult to quantify the level of discretionary disclosure. The disclosure rankings produced by the Security Analysts Association of Japan (SAAJ) tend to be limited to the large companies followed by many analysts. In order to acquire a large sample, the paper suggests six proxies for voluntary disclosure including the release date of Flash Reports, membership of the Japan Investor Relations Association, and the mailing date of the notice of shareholders' meetings. The cost of equity capital is measured by the earnings-price ratio. Overall, the paper finds negative relations between the level of voluntary disclosure and the cost of equity capital. The cost of equity capital decreases in disclosure measures after controlling for cross-sectional variation in firm size, market beta, the long-term trend of earnings and growth, industries and years. The results are also driven by firms owned substantially by non-Japanese investors. The paper assumes that these firms suffer from information asymmetry with the capital market more than firms with less non-Japanese ownership.

**Key words:** Voluntary Disclosure, Cost of Equity Capital, Information Asymmetry, Disclosure Measures, Earnings-Price Ratio.

投稿受付日 2004年7月31日

採択決定日 2004年8月31日

早稲田大学商学研究科博士後期課程

## 1. はじめに

自発的な情報開示に対する企業の関心が高まっている。例えば、IR (investor relations) 専門組織を設ける、詳細な内容のアンニュアル・レポートを作成する、アナリストや投資家を対象とした会社説明会を定期的に行うなどの現象が、近年多く見られる。また、日本インベスター・リレーションズ協議会の会員数は、1993年設立当初の117から、634 (2003年7月末時点) に増加した。

一般に、企業の情報開示は、会計制度の要請に基づいて行われる強制的な開示と、企業の任意で行われる自発的な開示に分類される。ただし、強制的な情報開示の枠内であっても、企業が自発的な情報開示を行う十分な余地が存在し (善積 1998: 52)、会計制度は通常、経営者が追加的な情報を開示することを制限していない (Palepu et al. 2000: 17-8)。したがって、情報開示そのものが制度化されていても、情報開示の質、量を充実させたり、開示時期を速めたりすることによって、自発的な情報開示を行うことが可能である。

自発的な情報開示は、企業にとって大きなコストを伴う。IR 専門組織の維持費や人件費、資料の制作費、会社説明会の開催費は、継続的なコストであることを考慮すると、企業にとって大きな負担であると予想される。さらに、過度の情報開示は、製品市場における競争力を弱める可能性がある (Healy and Palepu 1993: 5)。例えば、製品や顧客セグメント別の収益性に関する情報は投資家にとって有用であるが、競争力を維持する観点からは、同業他社に知られることは望ましくない。企業がそれでもなお自発的な情報開示を行うのは、コストよりも大きな効果が期待されるためであると考えられる。しかし、自発的な情報開示の効果を測定した文献は多くない。したがって、費用対効果の観点から、どの程度の情報開示が最も効率的であるのかを把握することができない。現状として企業は、利用可能な予算、人員、会計処理システムの範囲内で情報開示を行っている。理想的には、効果を把握し、最適な情報開示レベルを決定することによって、情報開示の活動を管理することが望ましい。

以上の視点に基づき、企業の自発的な情報開示の経済的効果に関する実証研究を行う。本研究は、その効果を自己資本コストによって把握することを試みる。本研究は以下の構成をとる。まず、第2節で先行研究に基づき仮説を構築する。第3節で情報開示指標を考案する。第4節、第5節で自発的な情報開示と自己資本コストとの関係を検証する。第6節で本研究を総括し、今後の展望を述べる。

## 2. 仮説

### 2.1 理論的研究

自発的な情報開示の経済的効果には、(1)株式の流動性の上昇、(2)資本コストの低下 (Diamond and Verrecchia 1991; Kim and Verrecchia 1994)、(3)担当アナリストの増加 (Bhushan 1989; Lang

and Lundholm 1993, 1996) がある (Healy and Palepu 2001: 428-430)。

このうち本研究は、資本コストに注目する。分析的な研究によると、株式の流動性の上昇は、資本コストの低下を導く (Diamond and Verrecchia 1991; Kim and Verrecchia 1994)。また、担当アナリストの増加も、資本コストを低下すると期待される (Lang and Lundholm 1996)。資本コストのうち、負債コストに着目した実証研究もあるが (Sengupta 1998)、本研究は、自己資本コストに注目する。

自発的な情報開示と自己資本コストの負の関係は、株式の流動性の上昇によって説明される。自発的な情報開示によって、企業と投資家との間の情報非対称性が解消する。したがって、情報開示の優れた企業の株式は公正な価格で取引されていると投資家は信用し、株式の流動性（取引高）は上昇する。株式の流動性が上昇すると、株価は上昇するので、自己資本コストは低下する (Diamond and Verrecchia 1991; Kim and Verrecchia 1994)。あるいは、株式の流動性が上昇する結果、取引コストが低下するので、自己資本コストは低下する (Amihud and Mendelson 1986)。一方、ビッド・アスク・スプレッドが大きい（株式の流動性が小さい）株式に対して、投資家は、取引コストを補償する追加的なリターンを要求するので、自己資本コストは大きい。

## 2.2 実証的研究

実証的研究は概して、理論的研究を支持する結果を得ている。Botosan (1997) は、担当アナリストが少ない企業は、自発的な情報開示レベルと自己資本コストに負の関係があることを明らかにした。情報開示レベルを表す情報開示指標として、年次報告書（アニュアル・レポート）の内容に基づいて自製したディスクロージャー・ランキングを用いている。年次報告書の中から評価する項目を選び、各企業について、その項目があるか否かを調べ、情報開示のレベルを測定している。自己資本コストは、Ohlson (1995) に基づく株価、純資産簿価、予測利益の関係式から逆算して求めている。

Botosan and Plumlee (2002) は、情報開示指標として、証券アナリスト協会 (FAF) 『企業情報委員会 (AIMR) 報告書』による評価点を用いている。この評価点は、年次報告書、四半期報告書、IR プログラムというカテゴリーから構成される。Botosan and Plumlee (2002) は、自己資本コストと、年次報告書、四半期報告書、および IR プログラムそれぞれの関係を調査した。その結果、年次報告書における評価点は、自己資本コストと負の関係があるが、四半期報告書における評価点は、自己資本コストと正の関係があり、IR プログラムにおける評価点は、自己資本コストとの有意な関係がなかった。自己資本コストの算定は、割引配当モデルに基づいている。

音川 (2000) は、自発的な情報開示レベルと自己資本コストには有意な負の関係があるが、年度別の分析では負の関係が統計的に有意ではないことを報告している。情報開示指標として、日本証券アナリスト協会が毎年公表している『リサーチ・アナリストによるディスクロージャー優

良企業選定』による評価点を用いている。

須田他（2002，2003）も，自発的な情報開示レベルと自己資本コストには有意な負の関係があることを報告している。情報開示指標として，日本証券アナリスト協会による評価点に基づいて作成した変数を用いている。音川（2000）と須田他（2002，2003）は，Ohlson（1995）に基づいて自己資本コストを測定している。

さらに，須田他（2002，2003）は，中間連結財務諸表を自発的に開示した企業は，自己資本コストが小さい（ベータが小さい）ことを報告した。このような企業は，株式市場の流動性も高く（株式取引高比率が大きく），アナリストによる利益予測の精度も高い（連結経常利益予測誤差率が小さい）。

概して，先行研究は，積極的な情報開示を行う企業は，低い自己資本コストを享受することを報告している。以上の理論的，実証的な先行研究に基づき，本研究は次の仮説を検証する。

仮説1：自発的な情報開示レベルが高い（低い）ほど，自己資本コストは有意に低い（高い）と予想される。

自発的な情報開示の経済的効果は，企業の特徴によって異なると考えられる。企業の情報開示が増加するとき，情報非対称性が緩和することによって，企業は情報開示の効果を享受する（Diamond and Verrecchia 1991）。したがって，情報非対称性が大きく，企業の開示情報がそれを解消する状況にある企業ほど，情報開示の効果が大きいと考えられる。したがって，以下の仮説が設定される。

仮説2：企業の自発的な情報開示レベルと自己資本コストとの負の関係は，情報非対称性の大きい企業ほど大きい。

### 3. 情報開示指標

#### 3.1 専門機関による情報開示指標の特徴

多くの実証的研究は，米国あるいは日本の証券アナリスト協会による情報開示の評価点を用いて情報開示レベルを測定していた。このような専門機関による評価点の長所として，判断が正確であることが挙げられる。証券アナリストは，企業評価の専門家であるから，評価点は，未公表情報を含む多くのデータを基に精密に作成されていると考えられる。

しかし，アナリストによる評価点を情報開示指標として用いると，分析対象サンプル（企業×年）が限られてしまう点が問題である。すなわち，情報開示レベルを評価できるほど十分な数の担当アナリストがいる大企業のみが調査の対象となる。Botosan（1997）によると，担当アナリストが多い企業は，自発的な情報開示レベルと自己資本コストに有意な関係がない。したがっ

て、アナリストによる評価企業を分析対象サンプルとすると、両者の関係を捕捉しにくいと考えられる。

さらに、日本の証券アナリスト協会による評価点は、米国の証券アナリスト協会による評価点と比較して、対象企業が少ない（1年当り100社から150社）ばかりでなく、評価の歴史も浅い（評価結果は1998年度から公表されている）ため、分析対象期間を長くしてサンプルを増やすこともできない。

本研究は、専門機関により作成された情報開示指標を用いるのではなく、自発的な情報開示に優れていると考えられる事象を探し、数値化を試みた。自発的な情報開示とは、会計制度の要請を越える情報の開示をいうので、会計制度に基づく情報開示を行う際に、自発的な開示を行う機会を十分に利用しているかに注目した。

本研究の分析対象企業は、大企業に偏重せず、担当アナリストが多い企業も少ない企業も含まれる。大企業は、企業が自ら情報開示を行わなくとも、社会的に注目されているために、証券アナリスト、機関投資家、マスコミ（経済新聞、経済雑誌）を通じて、投資家に多くの情報が伝達される。一方で、中小企業は注目される機会が少ない。企業が自ら情報を開示しなければ、投資家は情報を得ることができないので、経営者と投資家との間の情報非対称性は解消しないままである。したがって、企業の情報開示がより大きな経済的効果を持つのは、中小企業による情報開示であると考えられ、サンプルが大企業に偏重しないことは意義があると考えられる。

情報開示指標を作成するための全てのデータは、公表された非財務数値（データ）から収集される。したがって、情報優位な立場にある証券アナリストのように、精密な評価を行うことはできない。全て0か1かの2値変数で表されている。以下に、本研究が考案する6つの情報開示指標を順に説明し、指標の妥当性を検討する。

### 3.2 指標1：決算短信を非集中日に開示する

決算短信を非集中日に公表する企業は、情報開示が優れていると考える。そのような企業は、長時間で充実した内容の記者会見を開催する可能性が高いためである。企業は上場する証券取引所に決算短信を提出した後、証券取引所の記者クラブで記者会見を行う。これは、企業の財務部長が記者に決算短信の内容を説明し、質疑応答を行うというものである。毎年5月下旬の木、金曜日には、多数の企業が一齐に決算発表を行う。このような日の記者会見は短時間で終了したり、記者の出席が少なかったりすると考えられる。限られた数の記者が、多くの企業の記者会見に出席するのは物理的に不可能である。したがって、非集中日に公表する企業のほうが、投資家の注目を惹くような方法で情報開示を行っていると考えられる。決算短信を開示する企業が多い日の上位5日を集中日と定義する。CLUSは、非集中日に開示すれば1、集中日に開示すれば0の値をとるダミー変数である。なお、本研究の情報開示指標は、情報開示が優れていると考えられる企業に1、そうでない企業に0を与えることとする。以下に挙げる変数も同様である。

### 3.3 指標2：日本インベスター・リレーションズ協議会の会員である

日本インベスター・リレーションズ協議会(以下、JIRA)は、IR活動の普及促進を目的とした団体である。IR活動に関する調査、研究、情報提供、会員の相互交流等の活動を通して、会員企業のIR実務担当者を啓蒙する役割を果たしている。したがって、会員企業は、情報開示に対する関心が高く、優れた情報開示を行う潜在的能力を持つと考えられる。JIRAによる『IR活動の実態調査』(2004年)によると、会員企業は、非会員企業より情報開示に対する金銭的投資が多い。会員企業は、IRの年間費用が1000万円以上である企業が61.2%であるが、非会員企業は、500万円未満が51.9%を占める。また、会員企業の66.7%がIR専門組織を設置しているが、非会員企業では26.5%にとどまる。なお、JIRAは、毎年、会員企業の応募企業の中から、情報開示の優れている企業にIR優良企業賞を与えている。情報開示の取り組みを評価・公表される環境にあることは、企業に情報開示を促す要因になると考えられる。MJIRAは、会員であれば1、非会員であれば0の値をとるダミー変数である。

### 3.4 指標3：株主総会の招集通知を早期に送付する

早期に招集通知を送付する企業は、情報開示が優れていると考える。株主総会の招集通知は、法律上、総会日の2週間前までに株主に対し発送しなければならない(商法第232条第1項)。法定より早期に招集通知を送付することは、情報開示の場のひとつである株主総会への出席を促す施策である。なぜならば、投資家に日程を調整するなどの準備期間を与えることが可能になるからである。また、投資家は、招集通知に同封された資料の内容を十分に吟味し、議決権を行使することが可能になる。機関投資家は、議決権の行使について個人投資家にアドバイスを与えるという業務を行っている。そのため、機関投資家は、企業の情報を詳細に分析する必要があり、招集通知を早く入手することを希望している。特に海外の機関投資家は、日本国内の投資家に比べて通知の到達が遅くなるので、この要請が強い。POSTは、発送期間(招集通知に記載されている発送日の翌日から総会日前日までの日数)が17日以上企業であれば1、17日未満であれば0の値をとるダミー変数である。本来、法定期限より早く発送する(発送期間が15日以上である)企業に1を与えるべきである。しかし、発送期間が17日以上である企業一覧のみが入手可能であるので、17日以上か否かによって区別している。

### 3.5 指標4：決算短信を早期に開示する

情報開示の適時性(速さ)は、情報開示の一要素であり(Gibbins et al. 1992: 16)、情報開示レベルの決定要因のひとつである。情報の開示所要日数が短い企業ほど、情報開示の適時性(速さ)が優れている。ここでは、決算短信の開示所要日数を測定する。それは、決算期末日と決算発表日(企業が上場証券取引所に決算短信を提出する日)の間の日数である。LAGは、決算短

信の開示所要日数がメデリアン以下であれば1，メデリアンより大きければ0の値をとるダミー変数である。

### 3.6 指標5：環境報告書を環境報告書賞に応募する

東洋経済新報社とグリーン・リポーティング・フォーラムは、毎年、優れた環境報告書に環境報告書賞を与えている。環境報告書を環境報告書賞に応募した企業から受賞企業が選出される。応募企業は、環境報告書を自発的に作成し、開示していることを示す。また、内容に自信があるゆえに応募するのであろう。したがって、情報開示に対する態度が積極的な企業であると考えられる。ENVIは、応募すれば1，応募しなければ0の値をとるダミー変数である。

### 3.7 指標6：決算短信決議の取締役会の開催日と、決算短信の公表日が同日である

決算短信を決議する取締役会終了後、決算短信が速やかに公表される場合、情報開示が優れていると考える。一部の企業は、取締役会の翌日に決算短信を公表している。取締役会を午後から開始したか、あるいは、午前から開始したが、午後まで延長したため、証券取引所の受付時間間に合わなかったものと予想される。取締役会の開催日と決算短信の公表日が同日でない場合、取締役会終了後から公表時までの間にインサイダー取引が行われる可能性があり、情報開示の信頼性に疑問が生じる。信頼性は、情報開示の質を決定する要因である。したがって、企業は、取締役会の開催と決算短信の公表を同日に行うことが可能なように予定を組むことが望ましいと考える。BOARは、取締役会の開催日が、決算短信の公表日と同日であれば1，翌日であれば0の値をとるダミー変数である。

## 4. 研究デザインとデータ

### 4.1 研究デザイン

本研究は、まず、仮説1で、自発的な情報開示と自己資本コストの関係を検証する。次のような実証モデルの推定を試みる。

モデル1：

$$\begin{aligned}
 \text{EPR}_{it} = & a_0 + a_1 \text{CLUS}_{it} + a_2 \text{MJIRA}_{it} + a_3 \text{POST}_{it} + a_4 \text{LAG}_{it} + a_5 \text{LASSET}_{it} + a_6 \text{BETA}_{it} + a_7 \text{CHROA}_{it} \\
 (\text{期待符号}) & (-) \quad (-) \quad (-) \quad (-) \quad (-) \quad (+) \quad (-) \\
 & + a_8 \text{CHSAL}_{it} + \sum_{j=1}^{J-1} a_9 \text{IND}_{it,j} + \sum_{k=1}^{K-1} a_{10} \text{YEAR}_{it,k} + e_{it} \\
 & (-) \quad (+/-) \quad (+/-) \quad (1)
 \end{aligned}$$

モデル 2 :

$$\begin{aligned}
 \text{EPR}_{it} = & a_0 + a_1 \text{CLUS}_{it} + a_2 \text{MJIRA}_{it} + a_3 \text{POST}_{it} + a_4 \text{LAG}_{it} + a_5 \text{ENVI}_{it} + a_6 \text{BOAR}_{it} + a_7 \text{LASSET}_{it} \\
 (\text{期待符号}) & (-) \quad (-) \quad (-) \quad (-) \quad (-) \quad (-) \quad (-) \\
 & + a_8 \text{BETA}_{it} + a_9 \text{CHROA} + a_{10} \text{CHSAL}_{it} + \sum_{j=1}^{j-1} a_{11} \text{IND}_{it,j} + \sum_{k=1}^{k-1} a_{12} \text{YEAR}_{it,k} + e_{it} \\
 & (+) \quad (-) \quad (-) \quad (+/-) \quad (+/-)
 \end{aligned} \tag{2}$$

モデル 1 は、1999年から2002年のデータを用いて分析する。モデル 2 は、モデル 1 にさらに 2 つの情報開示指標、ENVI と BOAR が加わる。この 2 変数は、1999年のデータが入手できないため、モデル 2 は、2000年から2002年のデータを用いて分析する。

自己資本コストとして EP レシオ (Earnings-price Ratio: EPR) を利用する。EPR は、以下の式で算出される。

$$\text{EPR}_{it} = \frac{\text{EPS}_{it}}{P_{it}} \tag{3}$$

EPS は、1 株当たり経常利益の 3 年間の平均値である。P は (権利落ちを調整した) 株価である。EPR の推計値の一部はゼロ、またはマイナスになる。それは、EPS がマイナスであることに起因する。企業は、より低い自己資本コストを期待するが、マイナスの資本コストを期待するのではないため、プラスの EPR を有するサンプルのみを分析対象とした。EPR がゼロ、またはマイナスになるサンプルを減らすため、当期純利益でなく経常利益を用い、3 年間の平均値を用いた。

自己資本コストの推定は、情報開示の経済的効果が発現すると期待される時期の株価を用いて行う必要がある。どの時点の株価を使うかは、非常に重要な問題であるが、先行研究によって様々である。ただし、音川 (2000) と須田 (2002, 2003) は頑健性テストとして、推定時期を変えた分析を試み、最初に選択した推定時期の結果と同様の結果を得ている。推定時期は、情報開示指標の性格を勘案して決定するのが望ましいと考えられる。情報開示指標である、CLUS, MJIRA, POST, LAG, ENVI, BOAR についてはすでに第 3 節で説明した。CLUS, LAG, BOAR は、決算短信の公表に関連する。3 月末決算企業は、その大多数が 5 月末日までに決算短信を公表し、6 月末日までに全ての企業の決算短信の公表が終了する。POST で注目する株主総会の招集通知は、総会日の 2 週間前までに発送するよう定められている。この 2 週間前は、6 月中旬に当たる。なぜならば、企業は決算日から 3 ヶ月以内に株主総会を開催することが定められており、3 月末決算企業の株主総会は、6 月下旬に開催されるからである。したがって、株主総会の招集通知は概して、6 月上旬から中旬にかけて発送される。MJIRA と ENVI は、効果の発現時期を特定するのが困難である。ただし、環境報告書は、決算短信の作成後の数ヶ月以内に作成されると予想される。以上を考慮して、決算期末から 3 ヶ月後 (6 月 30 日) の株価を用いることが



概ね妥当であると考えた。

それぞれの情報開示指標は、情報開示が優れていると考えられる企業に1、そうでない企業に0を与えている。情報開示が優れている企業は、EPRが低いと予想されるので、回帰式における情報開示指標の係数は、いずれもマイナスであることが期待される。

自己資本コストに影響を与える要因をコントロールする必要がある。LASSETは、総資産額を自然対数であり、企業規模の代理変数である。企業規模の代理変数として、株式時価総額 (Market Value of Equity) を用いることがより一般的であろう。株式時価総額は期末発行済株式数に、期末株価を乗じて算出される。本研究では、EPRが株価を分母にして算定されるため、株式時価総額との負の相関関係が非常に強くなる。そのため、株式時価総額に準じて一般的な代理変数と考えられる総資産額を用いることにした。大規模な企業ほど自己資本コストは小さいので、LASSETの係数はマイナスであると予想される。

BETAはベータ値であり、市場モデルに基づき、月次株式収益率を東証加重平均株価指数 (TOPIX) の変化率 (市場収益率) で回帰して推計した。推計期間は60ヶ月である。ベータ値は、市場リスクの代理変数である。市場リスクの高い企業ほど自己資本コストは大きいことが予想されるので、BETAの係数はプラスであろう。

CHROAは、総資産利益率 (Return on Asset: ROA) 変化率の4年間平均である。総資産利益率は、総資産簿価に対する経常利益の比率であり、長期的な収益性の代理変数である。CHSALは、売上高変化率の4年間平均であり、長期的な成長性の代理変数である。長期的な収益性、成長性が大きい企業ほど自己資本コストは小さいことが予想されるので、CHROA、CHSALの係数はマイナスであろう。この2変数の選択は須田他 (2002, 2003) に準拠した。

INDは日経業種分類 (中分類) による業種ダミー変数であり、業種の数マイナス1個の変数である。自己資本コストは、企業に固有の影響だけでなく、産業に固有の影響も受ける。したがって、企業がどの業種に所属しているかが、自己資本コストに影響を与えられよう。YEARは、年度ダミー変数である。年度ごとの要因をコントロールする。モデル1では、1999年を基準年とした2000年から2002年のダミー変数である。モデル2では、2000年を基準年とした2001年と2002年のダミー変数である。

仮説2の分析には、情報非対称性の変数、すなわち、企業による情報開示が、経営者と投資家間の情報非対称性をより大きく解消する状況にあることを示す変数を選択する必要がある。そこで、外国人持株比率を用いることにした。「外国人」は、全国証券取引所協議会の定める6つの投資部門の1つであり、法人と個人の両方を含む。外国人持株比率は、外国人所有株数を発行済総株数で除して算定される。外国人投資家は、機関投資家など他の投資家と比較して、企業の情報を入手する機会が限られている。そのため、外国人持株比率が高い企業が、情報開示を増加すると、情報非対称性は著しく緩和すると予想される。したがって、外国人持株比率が高い企業は、自発的な情報開示の効果が大きいと考える。仮説2は、仮説1の回帰式 (モデル1) に、

CLUS\*DNOJPN, MJIRA\*DNOJPN, POST\*DNOJPN, LAG\*DNOJPN という交差項を加えて分析される。DNOJPN は、外国人持株比率 (NOJPN) がメディアンより大きければ1, メディアン以下であれば0の値をとるダミー変数である。

## 4.2 データ

東京証券取引所, 大阪証券取引所, 名古屋証券取引所の第一部, 第二部に上場する, 3月31日決算の一般事業会社を分析対象企業とする。3月31日決算会社に限定するのは, 情報開示指標において, 決算短信を集中日に公表するか否かを問題としていることと, 株主総会招集通知の発送期間について, 入手可能な企業一覧が6月総会開催(3月決算)会社のみを対象としているためである。さらに, 上述したように, プラスのEPRを有するサンプルに限定する。

財務データと, 情報開示指標作成のための一部のデータは, 日経「NEEDS-Financial QUEST」から収集した。分析には個別決算の財務データを用いた。株価データは, 「東洋経済株価CD-ROM」から収集した。情報開示指標作成のためのその他のデータは, 以下のソースから収集された。全て公表資料であり, 紙媒体の資料から手入力されている。株主総会招集通知の発送期間は, 『資料版商事法務』(各号)から, JIRAの会員企業名は, JIRA『IR情報ハンドブック』(各年)から, 環境報告書賞の応募企業名は, 『週刊東洋経済』(各号)と東洋経済新報社のホームページから収集した。分析対象期間は, モデル1は1999年から2002年, モデル2は2000年から2002年である。表1は, 決算期別および上場取引部別の分析対象サンプル数を示している。

表2に各変数の基本統計量を示す。小数点以下第3位までを表示しているため, EPRの最小値は0.000と示されているが, 厳密な0は除かれている。マイナスのEPRを有するサンプルを除去する前のサンプル数は, モデル1が5,698, モデル2が4,203である。したがって, それぞれ,

表1 分析対象サンプル

パネル A : モデル 1		パネル B : モデル 2	
決算期	企業数	決算期	企業数
199903	1,147	199903	—
200003	1,161	200003	1,160
200103	1,211	200103	1,211
200203	1,444	200203	1,271
上場取引所	企業数	上場取引所	企業数
東証第1部	3,639	東証第1部	2,675
東証第2部	795	東証第2部	584
大証第1部	116	大証第1部	84
大証第2部	310	大証第2部	227
名証第1部	21	名証第1部	15
名証第2部	82	名証第2部	57
合計	4,963	合計	3,642

表 2 基本統計量

パネル A : モデル 1								
	N	平均値	標準偏差	最小値	第 1 四分位	中央値	第 3 四分位	最大値
EPR	4,963	0.087	0.076	0.000	0.040	0.070	0.113	1.115
CLUS	4,963	0.487	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
MJIRA	4,963	0.157	0.364	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
POST	4,963	0.140	0.347	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
LAG	4,963	0.552	0.497	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
LASSET	4,963	25.203	1.406	20.434	24.192	24.987	26.061	30.291
BETA	4,963	1.043	0.497	-0.583	0.714	1.035	1.350	3.665
CHROA	4,963	0.008	2.568	-55.305	-0.122	0.013	0.191	46.489
CHSAL	4,963	0.005	0.085	-0.397	-0.037	-0.007	0.026	1.113
NOJPN	4,879	0.066	0.089	0.000	0.009	0.028	0.096	0.780
DNOJPN	4,879	0.500	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000

  

パネル B : モデル 2								
	N	平均値	標準偏差	最小値	第 1 四分位	中央値	第 3 四分位	最大値
EPR	3,642	0.088	0.076	0.000	0.039	0.071	0.116	1.115
CLUS	3,642	0.507	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
MJIRA	3,642	0.177	0.381	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
POST	3,642	0.167	0.373	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
LAG	3,642	0.505	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
ENVI	3,642	0.108	0.310	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
BOAR	3,642	0.941	0.236	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
LASSET	3,642	25.226	1.426	20.434	24.202	24.991	26.097	30.291
BETA	3,642	1.012	0.505	-0.583	0.680	1.004	1.318	3.665
CHROA	3,642	0.034	2.869	-55.305	-0.116	0.024	0.207	46.489
CHSAL	3,642	0.002	0.083	-0.397	-0.039	-0.009	0.025	1.113

12.8%, 7.5%が除去されたことになる。年を遡るほど、EPR が低く算定されたため、1999年を含むモデル 1 のほうが、除去される割合が多くなっている。

## 5. 分析結果

### 5.1 仮説 1 の結果

表 3 は、各変数間の相関係数である。Outlier の影響を緩和するため、ダミー変数を除く各変数の上位 1% と下位 1%, 合計 2% をカットオフした。EPR と各情報開示指標は、予想通りいずれも負の相関にあり、BOAR を除く情報開示指標は、統計的に有意である。また、EPR と LASSET は有意な負の相関にある。大規模な企業ほど自己資本コストは小さいことを意味する。

モデル 1 について、EPR と BETA は有意な負の相関にある。モデル 2 について、EPR と BETA は有意ではないが負の相関にある。この点は理解しがたい。本来、市場リスクの高い企業ほど自己資本コストは大きい。さらに、EPR と CHROA は有意な正の相関にある。この点も理解

表3 Pearsonの相関係数

	EPR	CLUS	MJIRA	POST	LAG	ENVI	BOAR	LASSET	BETA	CHROA	CHSAL
EPR		-0.075	-0.175	-0.159	-0.051	-0.156	-0.008	-0.218	-0.016	0.074	-0.027
		0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.651	0.000	0.365	0.000	0.116
CLUS	-0.070		0.103	0.156	0.364	0.066	0.074	0.053	-0.008	-0.009	0.061
			0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.631	0.619	0.000
MJIRA	-0.151	0.092		0.316	0.190	0.304	0.028	0.449	-0.084	0.047	0.069
				0.000	0.000	0.000	0.104	0.000	0.000	0.006	0.000
POST	-0.131	0.133	0.289		0.202	0.214	0.044	0.372	-0.054	0.056	0.000
					0.000	0.000	0.010	0.000	0.002	0.001	0.990
LAG	-0.052	0.259	0.141	0.151		0.117	0.019	0.117	-0.043	0.029	0.075
						0.000	0.276	0.000	0.013	0.095	0.000
ENVI							0.023	0.412	-0.121	0.021	0.004
							0.181	0.000	0.000	0.216	0.837
BOAR								0.064	-0.019	0.018	0.010
								0.000	0.263	0.300	0.572
LASSET	-0.185	0.051	0.427	0.331	0.070				-0.195	0.097	-0.005
									0.000	0.000	0.774
BETA	-0.047	-0.032	-0.110	-0.078	-0.016			-0.204		-0.013	0.044
								0.000		0.458	0.011
CHROA	0.059	-0.004	0.043	0.054	0.020			0.094	-0.023		0.102
								0.000	0.126		0.000
CHSAL	-0.058	0.051	0.080	-0.004	0.069			0.024	0.042	0.122	
								0.097	0.005	0.000	

上段：Pearsonの相関係数 下段：p値

対角線より左下：モデル1 (N=4,627) 右上：モデル2 (N=3,362)

しがたい。本来、長期的な収益性が大きい企業ほど自己資本コストは小さい。

モデル1について、EPRとCHSALは有意な負の相関にある。モデル2について、EPRとCHSALは有意ではないが負の相関にある。長期的な成長性が大きい企業ほど自己資本コストは小さいことを意味する。なお、自己資本コストと長期的な収益性および成長性の符号の向きは、須田他(2002, 2003)と一致する。

情報開示指標は互いに、統計的に有意な正の相関関係がある。したがって、いずれの指標も、情報開示のレベルを測定しているという意図が、相互に矛盾することなく貫かれていると期待される。ただし、企業は、多くの選択肢の中から、必要と考える情報開示を重点的に行うことが合理的であるから、必ずしも、複数の情報開示指標が正の相関関係にあることを期待する必要はないと考える。

各情報開示指標とLASSETは、統計的に有意な正の相関にある。特に、MJIRA、ENVI、POSTはLASSETとの相関係数が高い。大企業ほど、資金、組織、人員、会計処理システムなどの点において、レベルの高い情報開示を行う環境に恵まれていると予想される。

なお、多重共線性は問題としないと考える。相関が最も大きいのがMJIRAとLASSETであ

るが、モデル1で42.7%、モデル2で44.9%である。

表4は、重回帰分析の結果である。業種ダミーの係数は省略している。LAGとENVIを除く情報開示指標の係数は、5%水準で有意な負の値である。ENVIの係数は、10%水準で有意な負の値である。LAGの係数は、マイナスの値をとらず、有意ではなかった。Botosan and Plumlee (2002)が指摘するように、情報開示には様々な要素があり、全ての要素が、自己資本コストと負の相関にあるとは限らないのかもしれない。

本研究は概して、情報開示指標は、他の要因をコントロールしてもなお、EPRと統計的に有意な負の関係を確認できる。決算短信を非集中日に開示する企業、日本インベスター・リレーションズ協議会の会員である企業、株主総会の招集通知を早期に送付する企業、決算短信決議の取締役会開催日と決算短信公表日が同日である企業は、低い自己資本コストという形態で、経済的なベネフィットを享受する。この結果は、先行研究の多くと一致する。Botosan (1997)の担当アナリストの少ない企業のサンプル、音川 (2000)の2年分のプールサンプル、須田他

表4 重回帰分析

$$EPR_{it} = a_0 + a_1 CLUS_{it} + a_2 MJIRA_{it} + a_3 POST_{it} + a_4 LAG_{it} + a_5 LASSET_{it} + a_6 BETA_{it} + a_7 CHROA_{it} + a_8 CHSAL_{it} + \sum_{j=1}^{J-1} a_9 IND_{it,j} + \sum_{k=1}^{K-1} a_{10} YEAR_{it,k} + e_{it}$$

モデル1 :

$$EPR_{it} = a_0 + a_1 CLUS_{it} + a_2 MJIRA_{it} + a_3 POST_{it} + a_4 LAG_{it} + a_5 ENVI_{it} + a_6 BOAR_{it} + a_7 LASSET_{it} + a_8 BETA_{it} + a_9 CHROA_{it} + a_{10} CHSAL_{it} + \sum_{j=1}^{J-1} a_{11} IND_{it,j} + \sum_{k=1}^{K-1} a_{12} YEAR_{it,k} + e_{it}$$

モデル2 :

パネル A : モデル 1				パネル B : モデル 2			
	係数	標準誤差	p 値		係数	標準誤差	p 値
定数項	0.319	0.018	0.000	定数項	0.353	0.022	0.000
CLUS	-0.005	0.002	0.001	CLUS	-0.005	0.002	0.014
MJIRA	-0.008	0.002	0.001	MJIRA	-0.008	0.003	0.006
POST	-0.006	0.002	0.009	POST	-0.006	0.003	0.033
LAG	0.000	0.002	0.851	LAG	0.000	0.002	0.812
				ENVI	-0.006	0.003	0.091
				BOAR	-0.010	0.004	0.013
LASSET	-0.010	0.001	0.000	LASSET	-0.011	0.001	0.000
BETA	-0.005	0.002	0.005	BETA	-0.005	0.002	0.020
CHROA	0.006	0.001	0.000	CHROA	0.007	0.001	0.000
CHSAL	0.004	0.010	0.677	CHSAL	0.008	0.012	0.479
YEAR <sub>2000</sub>	0.007	0.002	0.003				
YEAR <sub>2001</sub>	0.011	0.002	0.000	YEAR <sub>2001</sub>	0.005	0.002	0.031
YEAR <sub>2002</sub>	0.027	0.002	0.000	YEAR <sub>2002</sub>	0.023	0.002	0.000
N	4,627			N	3,362		
Adj-R <sup>2</sup>	0.296			Adj-R <sup>2</sup>	0.294		
F 値	47.200			F 値	33.600		
F 値の有意確率	0.000			F 値の有意確率	0.000		

(2002, 2003) のサンプルと同様、本研究は、情報開示レベルと自己資本コストに負の相関関係が観察された。

## 5.2 仮説 2 の結果

仮説 2 は、モデル 1 に、 $CLUS \cdot DNOJPN$ ,  $MJIRA \cdot DNOJPN$ ,  $POST \cdot DNOJPN$  という交差項を加えて分析する。LAG は、仮説 1 における重回帰分析の結果が予想通りでないため、除去した。したがって、以下の式になる。

$$EPR_{it} = a_0 + a_1 CLUS_{it} + a_2 CLUS_{it} \cdot DNOJPN_{it} + a_3 MJIRA_{it} + a_4 MJIRA_{it} \cdot DNOJPN_{it} + a_5 POST_{it} + a_6 POST_{it} \cdot DNOJPN_{it} + a_7 LASSET_{it} + a_8 BETA_{it} + a_9 CHROA_{it} + a_{10} CHSAL_{it} + e_{it} \quad (4)$$

表 5 は Pearson の相関係数である。サンプル数は、モデル 1 のサンプルのうち、NOJPN のデータが入手可能である（すなわち、DNOJPN の変数が作成可能である）4,573 である。表 6 は重回帰分析の結果である。外国人持株比率によって 2 分されるダミー変数を追加したモデルでは、外国人持株比率の低い企業の情報開示指標の係数が有意でなくなった。その一方で、交差項が示している外国人持株比率の高い企業の情報開示指標は、有意に負の影響を与えていることが明らかになった。したがって、企業の自発的情報開示レベルと株主資本コストとの負の関係は、外国人持株比率の大きい企業ほど大きい。ただし、産業ダミー、年度ダミーを回帰式に入れる

表 5 Pearson の相関係数

	EPR	CLUS	MJIRA	POST	NOJPN	DNOJPN	LASSET	BETA	CHROA
CLUS	-0.069 0.000								
MJIRA	-0.150 0.000	0.093 0.000							
POST	-0.130 0.000	0.130 0.000	0.284 0.000						
NOJPN	-0.224 0.000	0.124 0.000	0.342 0.000	0.329 0.000					
DNOJPN	-0.153 0.000	0.096 0.000	0.274 0.000	0.236 0.000	0.641 0.000				
LASSET	-0.184 0.000	0.049 0.001	0.416 0.000	0.327 0.000	0.460 0.000	0.474 0.000			
BETA	-0.048 0.001	-0.035 0.019	-0.120 0.000	-0.086 0.000	-0.087 0.000	-0.093 0.000	-0.213 0.000		
CHROA	0.057 0.000	-0.004 0.763	0.043 0.004	0.053 0.000	0.038 0.010	0.058 0.000	0.092 0.000	-0.020 0.168	
CHSAL	-0.059 0.000	0.051 0.001	0.073 0.000	-0.011 0.474	0.156 0.000	0.155 0.000	0.016 0.284	0.037 0.013	0.122 0.000

上段：Pearson の相関係数 下段：p 値

表6 重回帰分析

$$EPR_{it} = a_0 + a_1 CLUS_{it} + a_2 CLUS * DNOJPN_{it} + a_3 MJIRA_{it} + a_4 MJIRA * DNOJPN_{it} + a_5 POST_{it} + a_6 POST * DNOJPN_{it} + a_7 LASSET_{it} + a_8 BETA_{it} + a_9 CHROA_{it} + a_{10} CHSAL_{it} + e_{it}$$

	係数	標準誤差	p 値
定数項	0.261	0.021	0.000
CLUS	-0.003	0.002	0.247
MJIRA	0.004	0.006	0.434
POST	0.003	0.005	0.586
CLUS*DNOJPN	-0.005	0.003	0.097
MJIRA*DNOJPN	-0.020	0.006	0.002
POST*DNOJPN	-0.017	0.006	0.007
LASSET	-0.006	0.001	0.000
BETA	-0.012	0.002	0.000
CHROA	0.006	0.001	0.000
CHSAL	-0.038	0.011	0.000
N	4,573		
Adj-R <sup>2</sup>	0.067		
F 値	33.890		
F 値の有意確率	0.000		

と、係数は有意でなくなるので、この結果は限定的である。

## 6. 総括と展望

本研究は、自発的な情報開示と自己資本コストの関係を検討した。概して、情報開示に積極的な企業は、EP レシオによって測定された自己資本コストが低いことを明らかにした。さらに、外国人持株比率によって測定された、情報非対称性が大きいほど、自己資本コストが低いことを限定的ではあるが確認した。

ここで議論したのは、ある一時点の情報開示のレベルと自己資本コストとの関係である。しかし、自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響を議論するためには、情報開示のレベルの変更が、企業の自己資本コストに影響を与えるかを検証する必要がある。このように、変化の分析を複数の年を対象にして行うことが今後の課題である。

本研究は、複数の情報開示指標を考案し、アナリストによる情報開示の評価点を使わなくとも、情報開示レベルを測定することは可能であることを提案した。ただし、2 値変数でなく、もっと細かい点数刻みで評価する指標を開発する必要があると考える。また、本研究で考案した6つの情報開示指標と、日本証券アナリスト協会による評価点との相関を測定することも有意義であろう。また、開示される情報内容が、グッド・ニュースであるのか、バッド・ニュースであるかによって、自己資本コストに与える影響が異なると思われる。企業が開示する情報の内容を詳細に把握することが重要であろう。

自己資本コストの測定方法についても検討を加えたい。例えば、残余利益評価モデルの利用 (Botosan 1997, 音川 2000, 須田他 2002, 2003), Fama and French (1996) の3ファクターモデルの利用などによって、より精緻化した自己資本コストの測定を試みる必要がある。様々な測定方法を用いて自己資本コストを算定し、情報開示レベルとの関係を検証することは、研究結果の頑健性を保証すると考える。

本研究は、情報開示のベネフィットのみを議論しているが、コストについても検討すべきである。両者を考慮することで、情報開示の最も効率的なレベルを把握することが可能になるだろう。

#### 参考文献

- Amihud, Y., and H. Mendelson 1986. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics* 17: 223-249.
- Bhushan, R. 1989. Firm characteristics and analyst following. *Journal of Accounting & Economics* 11 (2/3): 255-274.
- Botosan, C. 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review* 72(3): 323-350.
- Botosan, C., and M. Plumlee. 2002. A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research* 40(1): 21-40.
- Diamond, D., and R. Verrecchia. 1991. Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance* 46(4): 1325-1355.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1996. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance* 51(1): 55-83.
- Gibbins, M., A. J. Richardson. and J. Waterhouse. 1992. *The management of financial disclosure: theory and perspectives*. Research monograph No. 20. The Canadian Certified Accountants' Research Foundation.
- Healy, P., and K. Palepu. 1993. The effect of firm's financial disclosure strategies on stock prices. *Accounting Horizons* 7(1): 1-11.
- Healy, P., and K. Palepu. 2001. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting & Economics* 31: 405-440.
- Kim, O., and R. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting & Economics* 17: 41-68.
- Lang, M., and R. Lundholm. 1993. Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures. *Journal of Accounting Research* 31(2): 246-271.
- Lang, M., and R. Lundholm. 1996. Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review* 71(4): 467-492.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11(2): 661-687.
- 音川和久. 2000. 「IR活動の資本コスト低減効果」『会計』158(4): 73-85.
- Palepu, K., P. Healy. and V. Bernard. 2000. *Business analysis and valuation: using financial statements*. 2nd ed. South-Western Publishing (斎藤静樹監訳. 2001. 『企業分析入門 (第2版)』東京大学出版会).
- Sengupta, P. 1998. Corporate disclosure quality and the cost of debt. *The Accounting Review* 72(4): 459-474.
- 須田一幸・乙政正太・松本祥尚・首藤昭信・太田浩司. 2002, 2003. 「ディスクロージャーの戦略と効果」『会計』162(1), (2), (3), (4), (5), (6), 163(1): 121-134, 105-116, 124-136, 113-124, 131-144, 139-153, 119-134.
- 善積康夫. 1998. 「会計ディスクロージャーと経営者の選択行動」『産業経理』58(2): 51-60.